

Decompositie van inkomensongelijkheid: Rusland 1992-2002

Wim Jansen, Jos Dessens & Willem-Jan Verhoeven¹

Introductie

Economen en sociale wetenschappers gebruiken kerngetallen om de inkomensongelijkheid van landen te beschrijven. In de meeste studies worden de Gini index, de leden van de “Generaliz Entropy” familie van indices (zoals de Theil en Atkinson coëfficiënten en de “Mean Logarithmic Deviation”), en de percentielratio’s P90/P10 en P75/P25 gebruikt. De waarden van al deze coëfficiënten vertellen iets over de inkomensongelijkheid op een bepaald moment of, via een tijdreeks van coëfficiënten, over trends in de inkomensongelijkheid.

Een van de centrale vragen bij de bestudering van inkomensongelijkheid betreft die naar de onderliggende factoren. Decompositie van inkomensongelijkheid kan daar op een antwoord geven. Decompositie van inkomensongelijkheid naar subgroepen in de populatie of naar bronnen van inkomen werd in het begin van de jaren ’80 geïntroduceerd in publicaties van Bourguignon (1979) en Shorrocks (1980; 1982; 1984). Zij lieten zien dat een aantal, maar niet alle maten voor ongelijkheid additief kunnen worden gedecomposeerd. Sinds die tijd is een groot aantal sociaal-economische studies met deze (inmiddels) standaard toepassingen verschenen.

Er kleven echter een aantal problemen aan de standaard methode van decompositie van inkomensongelijkheid. Zo kunnen slechts categorische variabelen met een beperkt aantal waarden voor het onderscheid naar groepen worden gebruikt en bestaat er geen mogelijkheid om covariaten in de analyse op te nemen.

In deze bijdrage stellen we een andere manier van decompositie voor die een oplossing biedt voor de genoemde problemen. We gebruiken daarbij de variantie in individueel inkomen uit survey-data als maat voor inkomensongelijkheid. De variantie wordt ontleend aan regressie-analyses met individueel inkomen als de criteriumvariabele en een verzameling categorische en continue variabelen als predictoren. Inkomensverdelingen volgen in het algemeen een log-normale verdeling. Daarom definiëren we een log-normale verdeling voor individueel inkomen en modelleren tegelijk de verwachting en de tussengroepsvariantie van de inkomensvariabele. De tussengroepsvariantie vormt dan het gedeelte van de inkomensongelijkheid dat wordt verklaard door de verzameling predictoren. Door weglating van variabelen uit de verzameling predictoren gaan we vervolgens na of deze variabelen een substantieel gedeelte van de inkomensongelijkheid verklaren en hoe het verklaarde gedeelte

over de tijd verloopt. We passen de methode toe op data uit Russische surveys uit de periode 1992-2002, de eerste 10 jaren van Ruslands overgang naar een markteconomie. Van alle Centraal- en Oosteuropese planeconomieën werd Rusland in de begin periode van de transitie het meest gekenmerkt door een dramatische toename in de inkomensongelijkheid en een verslechtering van allerlei socio-economische en sociaal-demografische indicatoren, zoals bijvoorbeeld de toenemende werkloosheidscijfers en de dalende gemiddelde levensverwachting. We beschouwen daarom Rusland als een interessante testcase om te bezien wat onze decompositie van inkomensongelijkheid oplevert.

Decompositie van inkomensongelijkheid

De “Mean Logarithmic Deviation”(MLD) en alle andere leden van de “General Entropy” familie zoals de Theil coefficient, kunnen additief worden gesplitst in een uniek deel binnen-groeps ongelijkheid en een uniek deel tussen-groeps ongelijkheid. De tussen-groeps ongelijkheid kan worden weergegeven als “verklaarde” ongelijkheid op een gegeven punt in de tijd of als een trend in de “verklaarde” ongelijkheid indien data uit opeenvolgende tijdsperioden worden benut. De Gini index –geen lid van de GE familie- kan niet uniek worden gesplitst. Elke decompositie van de Gini index resulteert in: $Gini(totaal) = Gini(binnen) + Gini(tussen) + Gini(overlap)$, waarbij de Gini(tussen) een indicatie levert van de verschillen in gemiddeld inkomen tussen de onderscheiden groepen en de Gini(binnen) afhangt van de ongelijkheid binnen elke subgroep. Indien er geen variatie in inkomen zou zijn binnen elk der subgroepen, zou de Gini(binnen) component nul zijn. Indien de inkomensverdelingen van de verschillende subgroepen niet zouden overlappen, zou de Gini(overlap) component nul zijn.

Alle genoemde maten voor inkomensongelijkheid zijn al eens gedecomposeerd naar subgroepen en naar het aantal bronnen van inkomen voor een groot aantal landen. Zo is de MLD gedecomposeerd naar de samenstelling van huishoudens voor Italiaanse data (Albertini 2008), naar subgroepen en bronnen van inkomen voor Deense data (Drescher 1999), naar subgroepen (Gustafsson en Sai 2009) en regio's voor Chinese data (Démurger, Fournier en Shi 2006) en naar subgroepen voor U.S. data (Károlyi 1992). De Theil coëfficiënt naar klasse en beroepsgroepen voor U.S. data door Beck (1991), voor Braziliaanse data door Ferreira, Leite en Litchfield (2006), naar de oost-west verdeling in Duitsland door Grabka, Schwarze en Wagner (1999), voor Polen door Szulc (2003) en voor de U.K. door Breen en Salazar (2010). Voor Chinese data is de Theil coëfficiënt gedecomposeerd naar “urban-rural” en naar

regio's (Luo en Zhu 2008) en naar subgroepen (Sicular et al. 2007). De Gini index naar bronnen van inkomen voor U.S. data (Lerman and Yitzhaki 1985) en naar uitgavencategorieën van huishoudens (Garner 1993), naar bronnen van inkomen voor Tsjechische en Slovaakse data (Garner en Terell 1998), naar inkomensbronnen voor Poolse data (Szulc 2003);, naar subgroepen en naar bronnen van inkomen (Mitra en Yemtsov 2006) voor comparative data uit Centraal- en Oosteuropese landen, naar subgroepen voor Bangladesh data (Wodon 1999) en naar regio's voor wereldwijde data (Milanovic 2002). Gebruik makend van Chinese data, is de Gini index gedecomposeerd naar regio's (Cheng 1996), naar subgroepen (Gustafsson en Sai 2009), naar inkomensbestanddelen (Hussain, Lanjouw en Stern 1994) en naar inkomensbronnen (Mitra en Yemtsov 2006).

Ten behoeve van standaard decompositie methoden, zoals gerapporteerd in bovengenoemde studies kunnen twee Stata macros worden gebruikt: (1) INEQDECO (2001; auteur: Jenkins) voor het schatten van alle leden van de General Entropy familie en het decomponeren van een deelverzameling van de coëfficiënten naar subgroepen en (2) GINIDESC (auteurs: Aliaga en Montoya) voor het decomponeren van de Gini index in een “tussen”, een “binnen” en een “overlap” gedeelte, gebaseerd op het algoritme van Pyatt (1976). Aan deze standaard decompositie methoden kleven een aantal bezwaren. Er kunnen slechts categorische variabelen worden gebruikt voor de opdeling naar subgroepen; continue variabelen kunnen niet als covariaten worden toegevoegd. Voorts kan elke decompositie slechts worden gebaseerd op één enkele categorische variabele. Natuurlijk is het mogelijk om een aantal categorische variabelen te combineren, maar dat zal leiden tot een steeds groter aantal subgroepen. Tenslotte kunnen trends in de “tussen” en “binnen” componenten het gevolg zijn van een aantal factoren: (1) veranderingen in ongelijkheid per groep; (2) een verschillend verloop van veranderingen in groepsgemiddelden; (3) veranderingen in de samenstelling van de groepen. In deze bijdrage stellen wij een decompositie methode voor die aan vrijwel alle genoemde bezwaren tegemoet komt. We definiëren een log-normale verdeling op de variabele individueel inkomen (Y). Met behulp van de *streg* procedure in Stata is het mogelijk om zowel de verwachting van het inkomen ($E(Y|X)$) als de inkomensongelijkheid ($VAR(Y|X)$) in een regressie analyse te modelleren, waarbij de verzameling verklarende variabelen X zowel categorische als continue kenmerken kan bevatten. Net als in een standaard variantie analyse resulteert de decompositie van de ongelijkheid in een “tussen” en een “binnen” gedeelte. Het relatieve “tussen” gedeelte kan worden opgevat als de proportie ongelijkheid die wordt verklaard door de X variabelen en de trend in de relatieve “tussen” gedeeltes laat zien hoe het verklaarde gedeelte van de

inkomensongelijkheid verandert over de tijd. In de volgende paragraaf passen we onze methode toe op gegevens uit Rusland.

Toepassing: Rusland

De context van de “Market Transition Theory”

In de vorige eeuw hebben landen in Centraal- en Oosteuropa minstens twee grootschalige experimenten in sociale stratificatie meegemaakt. Introductie van het staatssocialisme was een grootschalig experiment in gelijkschakeling door middel van politieke interventie (Ganzeboom 1998). Geheel tegengesteld aan het idee dat in iedere samenleving stratificatie het gevolg is van arbeidsverdeling, poogden socialistische regimes, geïnspireerd op een Marxistische ideologie, sociale ongelijkheid te reduceren door middel van het formuleren en implementeren van een gelijkheidsideologie en bijbehorend herverdelend economisch systeem. Mikhalev (2003) beschouwt als essentiële eigenschappen van herverdelende systemen (1) staatseigendom van de productiemiddelen, (2) volledige werkgelegenheid, (3) arbeidsloon, verdiend in staatsondernemingen als voornaamste bron van inkomsten voor individuen, (4) een inkomenspolitiek, gericht op het ontmoedigen van accumulatie van individuele rijkdom, en (5) een herverdelingssysteem dat een ieder voorziet van basis sociale voorzieningen en opbrengsten. Indien aan deze vijf eigenschappen wordt voldaan, dan zal dat leiden tot een vlakke inkomensverdeling en een laag niveau van inkomensongelijkheid.

Aan het eind van de 20^{ste} eeuw vormde in de socialistische staten de transformatie van een centraal geleide economie naar een markteconomie het tweede experiment. Al vóór 1989 hadden de meeste Centraal- en Oosteuropese landen enkele markthervormingen doorgevoerd. De combinatie van de “paarse revoluties” en de val van de Berlijnse muur, gevolgd door de omverwerping van de communistische regimes effende pas goed de weg naar de overgang naar een markteconomie in de Centraal- en Oosteuropese landen. De transformatie van een centraal geleide economie naar een markteconomie in de Centraal- en Oosteuropese regio bood een unieke gelegenheid om de effecten van institutionele veranderingen op stratificatie uitkomsten te bestuderen en mogelijke verklaringen voor veranderende uitkomsten te formuleren en te toetsen. Onderzoekers op het terrein van sociale stratificatie aarzelden dan ook niet om stratificatiepatronen die ontstonden uit de nieuwe sociale orde te bestuderen (bijvoorbeeld Nee 1989). Sinds dat moment kunnen talloze studies onder de noemer “Market Transition Theory” worden gevonden (Verhoeven, Jansen en Dessens 2005). In deze context betekent “Market Transition” (1) de eliminatie van prijscontroles, (2) het overdragen van

staatseigendom aan private partijen en (3) het vrijgeven van arbeidsmarkten, wisselkoersen en exportbepalingen. In alle Centraal- en Oosteuropese landen had de overgang ingrijpende gevolgen. Ten eerste kon men een sterke stijging in de concentratie van private eigendommen en inkomens uit kapitaal en een slechts gematigde stijging in inkomens van zelfstandigen observeren. Ten tweede ontstonden er verschillen in loon naar vaardigheden, naar sector en naar beroep. Ten derde trad een stijging in die loonverschillen op en ontstonden verschijnselen zoals gebrek aan werkgelegenheid en werkloosheid. Ieder van deze gevolgen veroorzaakte op zijn beurt een verhoging van het niveau van (inkomens)ongelijkheid (Atkinson en Micklewright 1992; Dessens, Jansen en Nelissen 1998). Figuur 1 laat voor Polen, Hongarije en Tsjechië een geleidelijke stijging in de per capita inkomen Gini coëfficiënten zien. In Rusland was de inkomensongelijkheid relatief stabiel in de periode 1968-1991 (de perioden van de Sovjet-Unie en van de Russische Federatie), ongeveer op hetzelfde niveau als in Polen, maar hoger dan in Hongarije en Tsjechië. Tussen 1991 en 1994 vertoonden alle indices voor inkomensongelijkheid in Rusland een sterke stijging; voor sommige maten bedroeg de toename bijna 100%. Vanaf 1995 bleef de ongelijkheid stabiel op het hoge niveau.

Figuur 1 ongeveer hier

Ruslands transformatieproces

Yeltsin en de jonge radicale economische hervormers Gaidar, Chubais (de bedenker van het voucher plan) en Nemtsov gebruikten een “shock therapy” (door Gerber en Hout (1998) gekarakteriseerd als “More shock than therapy”) na de ineenstorting van de Sovjet-Unie in 1991. In januari 1992 lanceerden zij een samenhangend economisch programma om de geleide Sovjet economie om te vormen tot een markteconomie:

1. Snelle liberalisering van de prijzen en deregulering van ondernemingsactiviteiten om een eerlijk prijsniveau te verkrijgen en om een toename in de productie ten gevolge van de te verwachten prijsstijgingen te bewerkstelligen;
2. restrictieve fiscale en monetaire maatregelen om de inflatie onder controle te brengen en strikte budgettaire beperkingen aan ondernemingen op te leggen;
3. snelle privatisering om de verwevenheid tussen ondernemingen en overhead te verbreken en om een zodanige herstructurering van ondernemingen aan te moedigen die het mogelijk maakt om stabiliserende maatregelen te nemen en te handhaven;

4. openen van de economie door middel van buitenlandse handel en liberalisering van het bankwezen.

De overgang naar een markteconomie in Rusland, onder aanvoering van het “kamikaze” kabinet van Gaidar, is wel eens aangeduid als een vorm van “marktbolsjewisme”, verwijzend naar de overeenkomst tussen de communistische bolsjewieken en de liberalen van de vrije markt, die immers allebei korte-termijn opofferingen aanvaarden voor lange-termijn opbrengsten (Silverman en Yanowitch 2000). Die lange-termijn opbrengsten kunnen ofwel bestaan uit het communistisch paradijs van Karl Marx waarin het proletariaat haar ketenen heeft afgeschud of de Westerse vrije markt met Coca Cola en Big Macs voor iedereen.

In de zomer van 1993 hadden insiders de meerderheid van de aandelen verworven in twee-derde van alle Russische geprivatiseerde en te privatiseren ondernemingen (McFaul 1995). De “shock therapy” van 1992 kan dus de stijging in ongelijkheid gedurende de periode 1992-1994 heel wel verklaren. In de presidentsverkiezingen van juni 1996 werd Yeltsin herkozen en zette de economische crisis in met hyperinflatie en een viervoudige devaluatie van de roebel. In de maanden augustus en september 1998 werd de nieuwe roebel geïntroduceerd. In de jaren 1998 en 1999 bereikte het werkloosheidscijfer het hoogste niveau: van 0% in 1991 tot 12,6% in 1999, gevolgd door een daling tot 8,9% in 2001. Het aandeel van de sociale inkomensoverdrachten in percentage van het GDP vertoonde vanaf 1990 eveneens een opwaartse trend: 8% in 1987-1989, 6% in 1990-1992, 9% in 1993-1998, 14,6% in 1999-2003. Deze cijfers en die voor de inkomensongelijkheid maken Rusland bij uitstek een onderwerp van verdere analyse.

Hypothesen

Natuurlijk heeft de periode van “Market Transition” zijn winnaars en verliezers in termen van inkomen. Resultaten van eerder onderzoek naar de determinanten van inkomen gedurende de periode van de overgang van een geleide naar een markt economie kunnen worden gebruikt om mogelijke categorieën “winnaars” en “verliezers” aan te wijzen. Een meta-analyse van 90 studies op het gebied van de “Market Transition Theory” (Verhoeven, Jansen en Dessens 2005) toonde de aanwezigheid van hoofdeffecten van sekse, aantal jaren opleiding, werkervaring en arbeidsmarktstatus op persoonlijk inkomen aan. Gebaseerd op oorspronkelijke data liet Verhoeven (2007) verschillende trends in deze effecten voor vijf verschillende Centraal- en Oosteuropese landen zien. De inkomensopbrengsten van opleiding namen in Hongarije en Rusland meer toe dan in Polen, Tsjechië en Slowakije. De inkomensopbrengsten van werkervaring namen sneller toe in Tsjechië, Slowakije en Hongarije

dan in Polen en Rusland. Verschillen in persoonlijk inkomen tussen mannen en vrouwen namen af in Hongarije en Polen, veranderden nauwelijks in Tsjechië en Slowakije, en namen toe in Rusland. De inkomens van werklozen, gepensioneerden en gehandicapten veranderden gedurende het transformatieproces, maar niet noodzakelijk in negatieve zin. Alleen in Rusland kon voor deze groepen mensen met een sociale uitkering een verslechtering van hun inkomenssituatie worden gevonden. Gebaseerd op deze bevindingen en op de trends in zowel werkloosheidscijfers als in sociale inkomensoverdrachten verwachten we de volgende resultaten van een decompositie analyse van Russische data naar de predictoren sekse, aantal jaren opleiding, werkervaring en arbeidsmarktstatus: (1) de categorie hoger opgeleiden zullen behoren tot de winnaars; opleiding zal een toenemend positief effect hebben op de inkomensongelijkheid gedurende de eerste jaren van de overgang naar een markteconomie; (2) sekse zal een toenemend effect hebben op de inkomensongelijkheid; de inkomensverschillen tussen mannen en vrouwen zullen toenemen ten koste van de vrouwen; (3) de zelfstandigen zullen in de periode 1992-1999 tot de winnaars behoren; de werklozen, de gepensioneerden en de gehandicapten tot de verliezers vanaf het begin van de economische crisis in 1998.

Data

Voor de decompositie van inkomensongelijkheid worden data uit 15 surveys gebruikt: ISSP Social Inequality II (1992), ISSP Environment (1993), ISSP Family and Changing Gender Roles II (1994), Treiman/Szelenyi Social Stratification in Eastern Europe After 1989 (1994), ISSP National Identity (1995), ISJP (1996), ISSP Role of Government II (1996), ISSP Work Orientations II (1997), ISSP Religion II (1998), Survey of Employment, Income, and Attitudes in Russia (1998), ISSP Social Inequality III (1999), ISSP Environment II (2000), Survey of Education and Stratification in Russia (2000), Survey of Stratification and Migration Dynamics in Russia, 1985-2001 (2001), ISSP Family and Gender Roles III (2002). In alle surveys is naar het persoonlijk inkomen gevraagd en zijn de arbeidsmarktstatus, het opleidingsniveau in aantal jaren en elementaire demografische gegevens gemeten.

Resultaten

De variantie van het persoonlijk inkomen in een regressiemodel met een lognormale verdeling zal worden beschouwd als indicator voor inkomensongelijkheid. De totale variantie wordt additief gesplitst in een “tussen” component en een “binnen” component. De relatieve

“tussen” component staat voor het gedeelte van de inkomensongelijkheid dat wordt verklaard door de predictorvariabelen in het regressiemodel. In de eerste decompositie kijken we naar de trend in de relatieve “tussen” component waarbij we gebruik maken van de gehele verzameling predictoren. In de daarop volgende decomposities laten we, één voor één, in overeenstemming met onze hypothesen, predictoren weg. Een afname in het verklaarde gedeelte van de inkomensongelijkheid duidt dan op effecten van de weggelaten predictor op de inkomensongelijkheid en kan mogelijk worden gekoppeld aan de winnaars en verliezers categorieën in het transitieproces. De eerste decompositie bevat alle categorieën van arbeidsmarktstatus (werkend, werkloos, zelfstandig, gepensioneerd, gehandicapt) naast sekse en de covariaten aantal jaren opleiding en werkervaring. Voor Rusland kunnen twee perioden worden onderscheiden (Figuur 2; gegevens uit het volledige model uit Tabel 1). Er is sprake van een toename in het verklaarde gedeelte van de inkomensongelijkheid van 9% tot 40% in de periode 1992-1997, gevolgd door een sterke daling naar 17% in 1999. Vanaf 1999 vertoont het verklaarde gedeelte slechts een geringe toename.

Figuur 2 ongeveer hier

Om het effect van “human capital” op de inkomensongelijkheid te evalueren, wordt het aantal jaren opleiding uit de verzameling predictoren van het volledige model weggelaten (model 2 in Tabel 1). Indien “human capital” meer waard is geworden in de overgang naar een markteconomie, dan moet dat zichtbaar worden in de verschillen tussen dit model 2 en het volledige model. Vergelijken we relatieve “tussen” componenten in het model zonder en het model met het aantal jaren opleiding dan zien we een toename in het relatieve gedeelte gedurende de periode 1994-1999. Voor elk jaar in deze periode is de toename in de relatieve “tussen” component significant volgens de test voor R^2 verandering. Nu is een significante verandering in R^2 niet het beste criterium gegeven het grote aantal observaties in elk jaar. Daarom kijken we telkens naar het percentage verandering ten opzichte van het volledige model en beschouwen een verandering van minstens 10% als substantieel. Vanaf 2000 is er nog steeds sprake van een toename, zij het in mindere mate. De conclusie kan worden getrokken dat opleiding vanaf 1994 een gedeelte van de inkomensongelijkheid in Rusland kan verklaren.

Tabel 1 ongeveer hier

In de decompositie kan slechts de trend met betrekking tot het verklaarde gedeelte in de inkomensongelijkheid worden weergegeven. Welk gedeelte van de inkomensongelijkheid en welk gedeelte van de trend in inkomensongelijkheid worden beïnvloed door de betreffende inkomensdeterminant(en), kan niet uit de resultaten van een decompositie worden afgelezen. Om toch inzicht hierin te krijgen is het mogelijk een regressie analyse op geaggregeerd niveau uit te voeren. Inkomensongelijkheid wordt in de analyse gerepresenteerd door de standaarddeviatie van $\ln(\text{individueel inkomen})$. De continue variabelen aantal jaren opleiding en aantal jaren werkervaring worden gecategoriseerd. Op deze wijze worden $2 \text{ (seks)} \times 5 \text{ (arbeidsmarktstatus)} \times 3 \text{ (opleiding)} \times 3 \text{ (werkervaring)}$ standaarddeviaties van $\ln(\text{inkomen})$ berekend voor elk jaar dat beschikbaar is en worden deze standaarddeviaties gebruikt als afhankelijke variabelen in een regressie analyse. Voor de analyse op geaggregeerd niveau zijn 774 groepen met een geldige waarde op de standaarddeviatie van $\ln(\text{inkomen})$ beschikbaar. Door de logaritme van het inkomen te nemen wordt rekening gehouden met inflatie. De invloed van inflatie komt in het intercept van de regressievergelijking terecht. Gebaseerd op de resultaten van de decompositie met betrekking tot opleiding verwachten we een gering positief effect op de inkomensongelijkheid. Uit Tabel 2 in de Appendix blijkt een niet-significant effect van de variabele opleiding. Omdat verschillen in persoonlijk inkomen tussen mannen en vrouwen in Rusland zijn toegenomen, veronderstellen we een sekse effect op inkomensongelijkheid. Vergelijking van model 3 en het volledige model in Tabel 1 laat dit inderdaad zien. Weglating van de variabele sekse uit het volledige model verklaart minder van de inkomensongelijkheid. De door Verhoeven (2007) gesignaleerde toename van de verschillen in persoonlijk inkomen tussen mannen en vrouwen werkt door in de inkomensongelijkheid. Uit het negatieve effect van “vrouw” in Tabel 2 concluderen we dat voor de mannen in Rusland de inkomensongelijkheid groter is dan voor de vrouwen. Gegeven de grootte en het teken van de effecten van “jaar” en “jaar kwadraat” in Tabel 2, is er sprake van een U-vormige trend in inkomensongelijkheid met een minimum bij 7,5, hetgeen correspondeert met de jaren 1998/99. In onze decompositie resultaten zijn het ook de jaren 1997/98, waarin het grootste gedeelte van de inkomensongelijkheid wordt verklaard.

Om mogelijke groepen “winnaars” en “verliezers” op te sporen, worden de arbeidsmarktstatus categorieën zelfstandigen, werklozen en gepensioneerden/gehandicapten één voor één weggelaten uit het volledige model. De resultaten zijn te vinden in de modellen 4 tot en met 6 in tabel 1.

De zelfstandigen dragen nauwelijks bij aan het verklaarde gedeelte van de inkomensongelijkheid. Van 1994 tot 1999, met name tegen het einde van deze periode, veranderde de

situatie voor de gepensioneerden en gehandicapten (vergelijk model 6 met het volledige model; het toevoegen van de gepensioneerden en gehandicapten leidt tot een verhoging in het verklaarde gedeelte van de inkomensongelijkheid). In de periode 1998-2000 verklaart ook werkloosheid een substantieel gedeelte van de inkomensongelijkheid (vergelijk model 5 met het volledige model). We veronderstellen dan ook dat de grootste verandering in de periode 1994-2000 plaats heeft gevonden aan de onderkant van de inkomensverdeling en wel in een verslechtering van de inkomenspositie van de werklozen, de gepensioneerden en de gehandicapten.

In de analyse van de gegevens op geaggregeerd niveau verwachten we nauwelijks een effect van zelfstandigen en significante effecten van werkloosheid en gepensioneerd zijn op de inkomensongelijkheid. Voor werkloosheid verwachten we een verandering in de effecten na 1997/98 en wederom na 2001, hetgeen tot uitdrukking dient te komen in significante coëfficiënten van “regression splines”. Voor de gepensioneerden en gehandicapten verwachten we eveneens significante “regression splines” in 1994 en 2000.

In Tabel 2, model 1, zien we een significant positief effect van zelfstandigen op de inkomensongelijkheid, maar dit effect verandert niet in de tijd; de interactieterm in model 2 (en ook in model 3) is niet significant. De inkomensongelijkheid onder de zelfstandigen is over de gehele periode gemiddeld groter dan die onder de werkenden. Er is een significant positief effect van werkloosheid (0,21; s.e. = 0,07) op de inkomensongelijkheid, maar de verwachte significante veranderingen in 1998 en 2001 zijn niet zichtbaar. Dat betekent dat er van jaar tot jaar een constant significant verschil in inkomensongelijkheid tussen werklozen en werkenden is. De gepensioneerden en gehandicapten vertonen, vergeleken met werkenden, een gemiddeld kleinere inkomensongelijkheid. In 1994 en 2001 zijn er echter geen significante veranderingen in het verschil tussen gepensioneerden en gehandicapten enerzijds en werkenden anderzijds. De resultaten van de decompositie en de analyse van de gegevens op geaggregeerd niveau gecombineerd brengt ons tot de conclusie dat het vooral de werklozen zijn, die behoren tot de verliezers in het transformatieproces in Rusland en de zelfstandigen mogelijk tot de winnaars.

Conclusie en discussie

Decompositie van de variantie in inkomen met gebruikmaking van een log-normale verdeling in een regressie analyse, lijkt een zinvol instrument bij het bestuderen van de effecten van de transitie naar een markteconomie op de inkomensverdeling. Dit geldt in het bijzonder voor

Rusland waar de “shock therapy” en de economische crisis van 1998 verbonden konden worden aan de trend in het verklaarde gedeelte van de inkomensongelijkheid. Gedurende de eerste periode van de transitie –een van onzekerheid en chaotische economische processen- kon slechts een klein gedeelte worden verklaard. Tussen 1996 en 1999 –in de hitte van de economische crisis met ongekende mogelijkheden voor startende ondernemers en zwarte vooruitzichten voor degenen aan de onderkant van de inkomensverdeling- kon een groter gedeelte (tot 40%) worden verklaard, en mogelijke winnaars en verliezers worden aangewezen. De zelfstandigen, opklimmend naar het bovenste gedeelte van de inkomensverdeling, wonnen in de transitie; degenen die naar het onderste gedeelte werden geduwd, de werklozen, verloren.

In een aanvullende analyse op geaggregeerd niveau zijn de effecten van sekse, opleiding, werkervaring en arbeidsmarktstatus op de inkomensongelijkheid zelf onderwerp van onderzoek geweest. In vergelijking met degenen die in loondienst werkzaam zijn werd zowel voor de zelfstandigen als voor de werklozen een gemiddeld grotere inkomensongelijkheid gevonden. Veranderingen in de effecten over de tijd konden echter niet worden aangetoond. Voor de gepensioneerden en gehandicapten geldt dat er in 1992 nog geen verschil in inkomensongelijkheid met de werkenden op te merken was, maar dat daarna de ongelijkheid onder de gepensioneerden en gehandicapten in vergelijking met de werkenden kleiner is geworden. Uit de resultaten van zowel de decompositie als de analyse op geaggregeerd niveau was dit niet het geval in de eerste periode van de transitie maar wel vanaf 2000. De effecten kunnen mogelijk worden begrepen uit de vertraging in de hervorming van het sociaal vangnet in Rusland. Gedurende de eerste jaren van de transitie werden gepensioneerden nog gecompenseerd voor hun verlies van inkomen; later was dit niet meer het geval. Als conclusie kan worden geformuleerd dat met betrekking tot Ruslands inkomensongelijkheid de zelfstandigen geschaard kunnen worden onder de “winnaars” en de werklozen onder de “verliezers” gedurende de overgang van een geleide naar een markteconomie. De groep gepensioneerden en gehandicapten laten tot ver in de transitie periode een geringere inkomensongelijkheid zien dan de werkenden, waarschijnlijk als gevolg van compensatie maatregelen. Deze bevinding kwalificeert Milanovic’s (1999) karakterisering van Rusland als een “non-compensator country” als te voorbarig.

Appendix, tabel 2, hier

Persoonlijke noot

1. Wim Jansen en Jos Dessens zijn beide verbonden geweest aan de Utrechtse vestiging van het “Interuniversity Center for Social Science Theory and Methodology” en schreven met Wout Ultee onder andere het door de NSAV gelauwerde 1988 Mens en Maatschappij artikel “*Werkloos Zijn, Werkloos Blijven; Werk Hebben, Werk Houden*”. Willem-Jan Verhoeven is als Universitair Docent verbonden aan de sectie Criminologie van de Faculteit Rechtsgeleerdheid, Erasmus Universiteit Rotterdam.

Literatuur

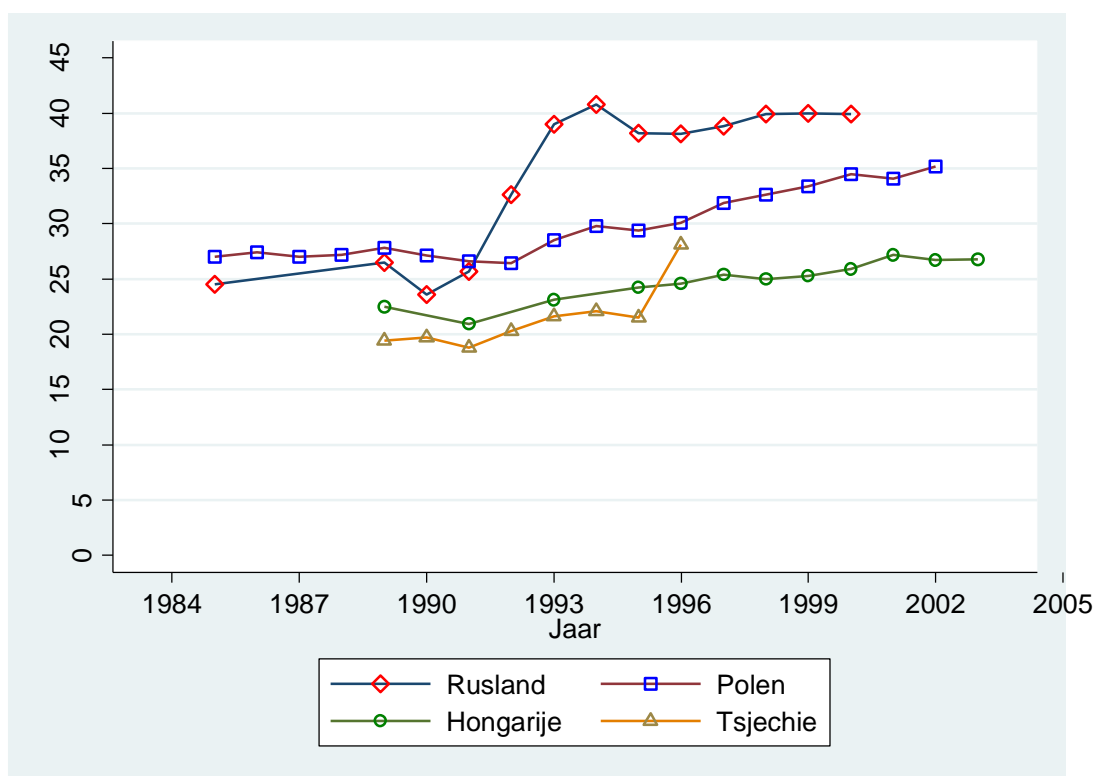
- Albertini, M. (2008) Equalizing or Not? The Effect of Changing Household Characteristics on Income Inequality. *European Sociological Review*, 24, 285-298.
- Atkinson, A.B. en J. Micklewright (1992) *Economic Transformation in Eastern Europe and the Income Distribution*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Beck, S.H. (1991) The Decomposition of Inequality by Class and by Occupation. *The Sociological Quarterly*, 32, 139-150.
- Bourguignon, F. (1979) Decomposable Income Inequality Measures. *Econometrica*, 47, 901-920.
- Breen, R. en L. Salazar (2010) Has Increased Women’s Educational Attainment Led to Greater Earnings Inequality in the United Kingdom? A Multivariate Decomposition Analysis. *European Sociological Review*, 26, 143-157.
- Cheng, Y-s. (1996) A Decomposition Analysis of Income Inequality of Chinese Rural Households. *China Economic Review*, 7, 155-167.
- Démurger, S., Fournier, M. en L. Shi (2006) Urban Income Inequality in China Revisited (1988-2002). *Economics Letters*, 93, 354-359.
- Dessens, J.A.G., Jansen, W. en J.H.M. Nelissen (1998) Income Inequality and Income Determinants in Eastern Europe Before and After 1989. In P. Nieuwbeerta en H.B.G. Ganzeboom (eds.), *Conference Proceedings Transformation Processes in Eastern Europe. Part II Social Stratification* (pp. 41-56) Den Haag: ESR.
- Drescher, J. (1999) *Income Inequality Decomposition by Income Source and by Population Subgroups: A Theoretical Overview and the Empirical Case of Denmark*. Luxembourg Income Study Working Paper No. 209.

- Ferreira, F.H.G., Leite, P.G. en J.A. Litchfield (2006) *The Rise and Fall of Brazilian Inequality: 1981-2004*. World Bank Policy Research Paper 3867. Washington, D.C.: The World Bank.
- Frolova, E. (1998) *Problems on Poverty and Income Inequality in the Russian Federation: Methodology, Issues and Conclusions*. Moscow: Department of Living Condition Statistics and Population Surveys, State Committee of the Russian Federation on Statistics.
- Ganzeboom, H.B.G. (1998) Social Stratification in Eastern Europe: The Dutch View. In P. Nieuwbeerta en H.B.G. Ganzeboom (eds.), *Conference Proceedings Transformation Processes in Eastern Europe. Part II Social Stratification* (pp. 227-240). Den Haag: ESR.
- Garner, T.I. (1993) Consumer Expenditures and Inequality: An Analysis on Decomposition of the Gini Coefficient. *The Review of Economics and Statistics*, 75, 134-138.
- Garner, T.I. en K. Terell (1998) A Gini Decomposition Analysis of Inequality in the Czech and Slovak Republics during the Transition. *Economics of Transition*, 6, 23-46.
- Gerber, T.P. en M. Hout (1995) More Shock than Therapy: Market Transition, Employment, and Income in Russia, 1991-1995. *American Journal of Sociology*, 104, 1-50.
- Grabka, M.M., Schwarze, J. en G.G. Wagner (1999) How Unification and Immigration Affected the German Income Distribution. *European Economic Review*, 43, 867-878.
- Gustafsson, B. en D. Sai (2009) Rank, Income, and Income Inequality in Urban China. *China Economic Review*, 20, 497-507.
- Hussain, A., Lanjouw, P. en N. Stern (1994) Income Inequalities in China: Evidence from Household Survey Data. *World Development*, 22, 1947-1957.
- Kalugina, E. en B. Najman (2002) Labour and Poverty in Russia: Self-Rated Perceptions and Monetary Evaluations. *Ekonomitseskii Journal*, 7, 20-49.
- Karoly, L.A. (1992) Changes in the Distribution of Individual Earnings in the United States: 1967-1986. *The Review of Economics and Statistics*, 74, 107-115.
- Keane, M.P. en E.S. Prasad (2002) Inequality, Transfers, and Growth: New Evidence from the Economic Transition in Poland. *The Review of Economics and Statistics*, 84, 324-341.
- Lerman, R.I. en S. Yitzhaki (1985) Income Inequality Effects by Income Source: A New Approach and Applications to the United States. *The Review of Economics and Statistics*, 67, 151-156.

- Luo, X. en N. Zhu (2008) *Rising Income Inequality in China: A Race to the Top*. World Bank Policy Research Working Paper 4700. Washington, D.C.: The World Bank.
- McFaul, M. (1995) State Power, Institutional Change, and the Politics of Privatization in Russia. *World Politics*, 47, 210-243.
- Mikhalev, V. (2003) Overview: Inequality and Transformation of Social Structures. In V. Mikhalev (ed.), *Inequality and Social Structure during the Transition* (pp. 1-18). Houndmills, Basingstoke: Palgrave MacMillan.
- Milanovic, B. (1999) Explaining the Increase in Inequality during Transition. *Economics of Transition*, 7, 299-341.
- Milanovic, B. (2002) True World Income Distribution, 1988 and 1993: First Calculation Based on Household Surveys Alone. *The Economic Journal*, 112, 51-92.
- Mitra, P. en R. Yemtsov (2006) *Increasing Inequality in Transition Economies: Is There More to Come?* World Bank Policy Research Working Paper 4007. Washington, D.C.: The World Bank.
- Nee, V. (1989) A Theory of Market Transition: From Redistribution to Markets in State Socialism. *American Sociological Review*, 54, 663-681.
- Pyatt, G. (1976) On the Interpretation and Disaggregation of Gini Coefficients. *The Economic Journal*, 86, 243-255.
- Shorrocks, A.F. (1980) The Class of Additively Decomposable Inequality Measures. *Econometrica*, 48, 613-625.
- Shorrocks, A.F. (1982) Inequality Decomposition by Factor Components. *Econometrica*, 50, 193-211.
- Shorrocks, A.F. (1984) Inequality Decomposition by Population Subgroups. *Econometrica*, 52, 1369-1385.
- Sicular, T., Yue, X., Gustafsson, B. en S. Li (2007) The Urban-Rural Income Gap and Inequality in China. *Review of Income and Wealth*, 53, 93-126.
- Silverman, B. en M. Yanowitch (2000) *New Rich, New Poor, New Russia. Winners and Losers on the Russian Road to Capitalism, Second Edition*. Armonk, NY: M.E. Sharpe.
- Szulc, A. (2003) *Inequality during the Economic Transition in Poland: 1993-1999 Evidence*. Presented at the International Conference on "Inequality, Poverty, and Human Well-being" Helsinki, World Institute for Development Economics Research, United Nations University, May 30-31.
- Trans/MONEE (2004) *2004 Database*. Florence: Unicef/IRC.

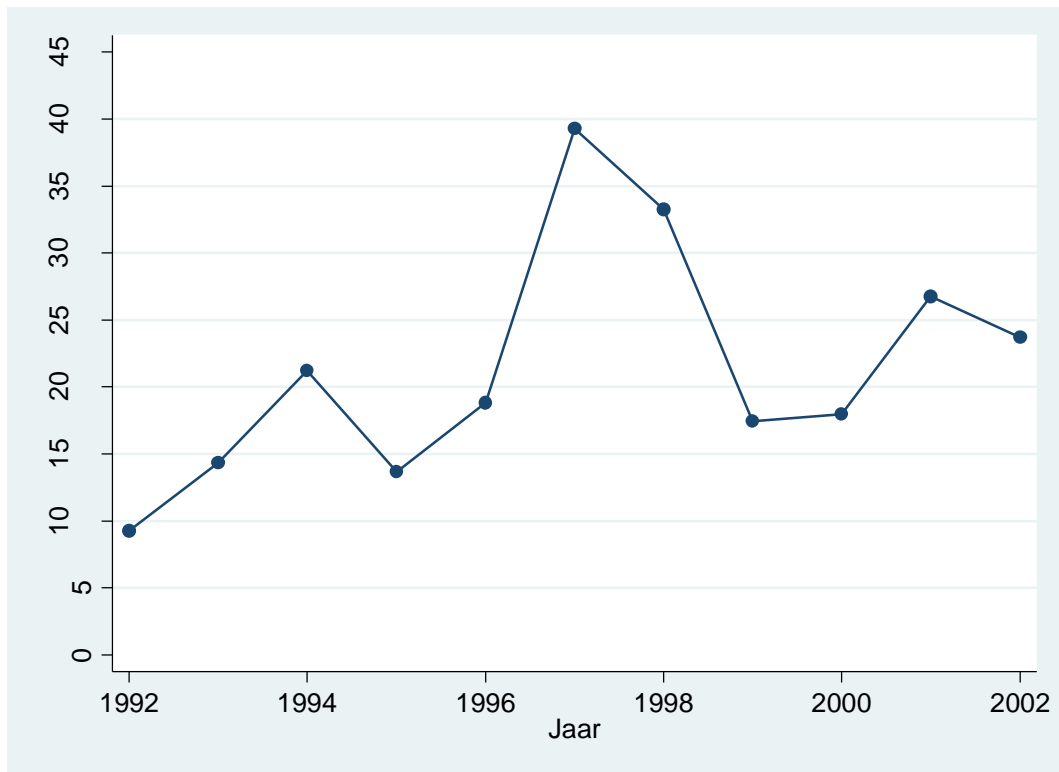
- UNU/WIDER (2000) *World Income Inequality Database. Version 1.0.* Helsinki: UNU/WIDER.
- Verhoeven, W.-J. (2007) *Income Attainment in Post-Communist Societies.* Utrecht: ICS Dissertation.
- Verhoeven, W.-J., Jansen, W. en J. Dessens (2005) Income Attainment during Transformation Processes: A Meta-Analysis of the Market Transition Theory. *European Sociological Review*, 21, 201-226.
- Wodon, Q.T. (1999) *Between Group Inequality and Targeted Transfers.* Policy Research Working Paper 2075. Washington, D.C.: The World Bank.

Figuur 1. Inkomensongelijkheid in Rusland, Polen, Hongarije en Tsjechië, 1985-2003.



Gini coëfficiënten uit verschillende bronnen: Russische uit Frolova (1998), UNU/WIDER (2000) en uit Kalugina en Najman (2003); Poolse uit Keane en Prasad (2002) en uit Trans/MONEE (2004); Hongaarse uit UNU/WIDER (2000) en uit Mitra en Yemtsov (2006); Tsjechische uit UNU/WIDER (2000).

Figuur 2. Decompositie van inkomensongelijkheid, Rusland 1992 – 2002.



Tabel 1. Trends in het verklaarde gedeelte van de inkomensongelijkheid (relatieve “tussen” variantie) voor verschillende modellen, Rusland 1992-2002 (vetgedrukt: substantiële verandering ten opzichte van model 1).

Jaar (N)	Model 1: volledige model	Model 2: model 1 zonder opleiding	Model 3: model 1 zonder sekse	Model 4: model 1 zonder zelfstandigen	Model 5: model 1 zonder werklozen	Model 6: model 1 zonder gepens./ gehandic.
1992 (6.985)	9,3	8,2	8,7	9,2	9,2	9,3
1993 (1.931)	14,3	14,0	10,2	14,0	14,3	14,3
1994 (1.998)	21,2	18,9	18,7	21,1	21,2	17,2
1995 (1.585)	13,7	8,8	12,0	12,6	10,9	11,7
1996 (3.276)	18,8	17,3	17,5	16,3	18,5	18,1
1997 (1.998)	39,3	35,6	34,2	36,3	37,3	32,8
1998 (6.524)	33,3	31,8	31,3	33,2	23,4	26,6
1999 (1.705)	17,4	12,0	12,6	16,2	14,2	15,4
2000 (6.514)	18,0	16,0	13,9	16,3	14,3	16,9
2001 (7.167)	26,8	23,8	22,7	25,2	26,8	26,8
2002 (1.798)	23,7	21,6	22,4	23,7	23,7	19,5

Appendix. Tabel 2. Regressie analyse op geaggregeerde gegevens, Rusland 1992-2002.

	Model 1 Coëff. (s.e.)	Model 2 Coëff. (s.e.)	Model 3 Coëff. (s.e.)
Vrouw	-0,07 (0,04)	-0,08 (0,09)	-0,07 (0,04)
Opleiding laag (ref.)			
Opleiding middelbaar	-0,04 (0,05)	-0,04 (0,05)	-0,03 (0,05)
Opleiding hoog	0,01 (0,05)	0,00 (0,05)	0,00 (0,05)
Werkervaring laag (ref.)			
Werkervaring midden	-0,09 (0,05)	-0,09 (0,05)	-0,08 (0,05)
Werkervaring hoog	-0,19 (0,05)	-0,20 (0,05)	-0,20 (0,05)
Jaar (1992=1,...,2002=11)	-0,11 (0,03)	-0,10 (0,03)	-0,14 (0,03)
Jaar*jaar	0,01 (0,00)	0,01 (0,00)	0,01 (0,00)
Werkend (ref.)			
Zelfstandig	0,24 (0,06)	0,12 (0,14)	0,23 (0,06)
Werkloos	0,11 (0,06)	0,29 (0,14)	0,21 (0,07)
Gepensioneerd/gehandicapt	-0,28 (0,07)	0,16 (0,16)	0,10 (0,11)
Jaar* vrouw		0,00 (0,01)	
Jaar*zelfstandig		0,02 (0,02)	
Jaar*werkloos		-0,03 (0,02)	
Jaar*gepensioneerd/gehandicapt		-0,07 (0,02)	
Werkloos; spline in 1998			-0,08 (0,05)
Werkloos; spline in 2001			-0,33 (0,23)
Gepensioneerd/gehandicapt; spline in 1994			-0,04 (0,03)
Gepensioneerd/gehandicapt; spline in 2000			-0,21 (0,13)
R ²	0,12	0,14	0,14